

IMPACT DES DEPENSES PUBLIQUES SPORTIVES SUR LA CROISSANCE ECONOMIQUE EN CÔTE D'IVOIRE DE 1990 À 2010

Serge A. Ayekoe

Doctorant STAPS-INJEPS-UAC Bénin – Laboratoire CEFRED

Abstract

We examine in this paper the possible link between sport and government spending growth. In this article, we use time series to estimate using models Vectorial Correction 'of Error (VECM) by one-step approach of Johansen, the functional relationship between public budget expenditure allocated to sport and growth Côte d'Ivoire during the period 1990 – 2010. The estimation results show that in the short and long term public sports expenditures do not have overall impact on economic activity expressed by real GDP. Public sports expenditures thus appear as a consequence or an endogenous factor in the growth process in Côte d'Ivoire.

Keywords: Sport Public expenditure, economic growth, GDP, error correction model, endogenous factor

Résumé

Nous examinons dans cette communication le lien qui peut exister entre les dépenses publiques sportives et la croissance économique. Dans cet article, nous utilisons des séries temporelles pour estimer à l'aide de Modèles Vectoriels à Correction d' Erreur (MVCE) par l'approche en une étape de Johansen, la relation fonctionnelle entre les dépenses budgétaires publiques allouées au sport et la croissance en Côte d'Ivoire au cours de la période 1990 – 2010. Les résultats des estimations font apparaître qu'à court et long terme les dépenses publiques sportives n'ont globalement pas d'impact sur l'activité économique exprimée par le PIB réel. Les dépenses publiques sportives apparaissent donc comme une conséquence ou un facteur endogène du processus de croissance en Côte d'Ivoire.

Mots-clés : Dépenses publiques sportives, Croissance économique, PIB, Modèle à correction d'erreur, facteur endogène

Introduction

Après l'indépendance en 1960, la Côte d'Ivoire a choisi le libéralisme économique basé sur l'initiative privée et l'ouverture sur l'extérieur pour amorcer son développement. À côté de cette option, elle a procédé pendant les cinq dernières décennies à élaborer plusieurs planifications aussi bien décennales que quinquennales. Ces plans se traduisaient par des visions telles que « Côte d'Ivoire 2000 », « Côte d'Ivoire 2010 », et aujourd'hui « Côte d'Ivoire 2025 », avec pour objectif d'atteindre une croissance économique forte avec la participation de tous les secteurs d'activité, notamment le secteur du sport.

Les politiques sportives menées par l'État se concentrent sur les trois objectifs définis par les pouvoirs publics : faire accéder les citoyens à une large variété de disciplines sportives, figurer parmi les nations les plus performantes dans le sport de haut niveau et faire du sport un facteur de développement, de création de richesses économiques et d'emplois, en plus de ses bienfaits sur la santé et l'éducation de ceux qui le pratiquent.

Selon les conclusions de états généraux du sport tenu en 2008, l'inexistence d'une loi spécifique aux activités physiques et aux sports, l'inadaptation de la loi 60-315 du 21 septembre 1960, relative aux Associations et la faible portée des textes réglementaires sont entre autres, à l'origine de nombreux problèmes qui freinent les investissements privés dans le secteur du sport en Côte d'Ivoire d'où l'implication nécessaire des pouvoirs publics pour faire évoluer le dispositif existant afin de mieux atteindre les objectifs fixés.

L'État est un acteur essentiel dans l'organisation, le financement et la régulation des activités sportives. Sur la période 2000 à 2010, Il y a consacré de l'ordre de 0,3 à 0,5 % de son produit intérieur brut (PIB). L'examen du contexte économique de la Côte d'Ivoire laisse apparaître des indicateurs macroéconomiques (PIB, IDH, etc.) particulièrement faibles. La Côte d'Ivoire fait partie de pays les moins avancés (PMA) de la planète avec un PIB/HABITANT de 1875,5 dollars (EU) et un IDH de 0,484 le situant au 149^e rang sur 169 pays en 2010¹⁰.

Malgré des préoccupations plus urgentes en matière de santé, éducation et sécurité alimentaire, l'engouement des pouvoirs publics montre qu'il est donc important de savoir si les dépenses publiques sportives jouent une rôle « productif » sur la croissance économique et la création d'emplois en Côte d'Ivoire.

Notre objectif est de chercher un lien direct entre les dépenses publiques sportives et la croissance économique en Côte d'Ivoire sur la période 2000-2010. Il constitue, à notre connaissance, la première réalisation

¹⁰ Source : FMI, Perspective de l'économie mondiale, avril 2011

d'une analyse économique empirique de la relation causale dépenses publiques sportives et croissance en Côte d'Ivoire.

Pour ce faire, nous proposons d'utiliser les développements récents de l'économétrie sur les séries temporelles pour analyser directement les ressources affectées par l'État au secteur du sport à deux types de dépenses stratégiques pour le développement du sport : les dépenses en capital humain (Romer, 1986 ; Lucas 1988) et les investissements en capital public d'infrastructure (Barro, 1990). La méthodologie adoptée est une approche en trois étapes : tests de racine unitaires, tests de cointégration de Johansen, tests de causalité de Granger dans le cadre d'un modèle vectoriel à correction d'erreurs (MVCE).

Le reste de ce travail est structuré de la façon suivante : la première section examine les notions de justification de la productivité des dépenses publiques sportives, ensuite, la deuxième traite du modèle d'analyse et des données ; puis, la troisième section présente les résultats et enfin la quatrième conclut l'étude.

Justification de la productivité des dépenses publiques sportives

Dans le contexte du renouveau des théories de la croissance sur la productivité des investissements publics, la théorie de la croissance endogène s'est particulièrement intéressée aux dépenses publiques porteuses de croissance pour les États, particulièrement, les dépenses visant le développement du capital humain (Romer, 1986 ; Lucas, 1988) et les dépenses en « capital public infrastructurel » (Barro, 1990).

Tout comme Romer, Mankiw et Weil (1992) qui ont utilisé dans leurs études une fonction de production de type Cobb-Douglas augmentée du capital humain pour modéliser la relation dépenses publiques et croissance, dans cet article, nous allons centrer notre attention sur les dépenses en capital humain et en capital public d'infrastructure réalisées dans le secteur des sports relativement peu étudiés afin de mettre en évidence les effets celles-ci sur la croissance en Côte d'Ivoire.

Avant d'aborder la revue de la littérature théorique sur la justification de l'intervention publique dans l'économie, nous proposons une brève présentation des différents concepts liés à cette étude, tels que, la dépense publique, le capital humain, le capital public d'infrastructure et la croissance économique.

Définition des concepts

✓ La dépense publique : selon le Professeur M. Duverger la notion de dépense publique regroupe en fait l'ensemble des dépenses effectuées à la fois par les collectivités publiques territoriales, les établissements publics nationaux et locaux, des sociétés nationales, les sociétés d'économie mixte et

les organismes subventionnés ou financés par des prélèvements parafiscaux. Dans notre cas, il s'agit uniquement des dépenses inscrites dans le budget de l'État, qui en fonction des buts poursuivis, relèvent de l'une ou de l'autre des trois catégories ci-après.

✓ Le capital humain: a été mis en évidence par deux économistes, T. Schultz (1961) et G. Becker (1964), et est au centre des études menées par P. Romer (1986) et R.E Lucas (1988). Le capital humain désigne l'ensemble des capacités apprises par les individus et qui accroissent leur efficacité productive au travail. Chaque individu est en effet, propriétaire d'un stock de certaines compétences, qu'il valorise sur le marché et qui augmente à travers l'action de multiples facteurs dont le principal est l'éducation, qui permet l'acquisition de connaissances et leur meilleure mise en oeuvre.

✓ Le capital public d'infrastructure: Il correspond aux infrastructures de communication et de transport et est au cœur du modèle élaboré par R.J Barro (1990). En théorie, le capital public d'infrastructure résulte des investissements opérés par l'État et les collectivités locales qui augmentent la productivité marginale du capital privé. Reconnaissons avec Gramlich, (1994) que la plupart des études économétriques retiennent une définition fondée sur la propriété, le capital public étant la plupart du temps défini comme l'ensemble du patrimoine infrastructurel détenu par le secteur public, qui correspondent à un investissement en un bien public pur, c'est-à-dire dont l'usage est non rival et non exclusif.

✓ La croissance économique: peut se définir comme « un accroissement durable de sa dimension, accompagné de changements de structure et conduisant à l'amélioration du niveau de vie ». Selon François Perroux, la croissance économique correspond à « l'augmentation soutenue pendant une ou plusieurs périodes longues d'un indicateur de dimension, pour une nation, le produit global net en termes réels ». Pour rendre compte du changement de dimension d'une économie, on a très souvent recours à des agrégats permettant de mesurer l'évolution de l'ensemble des productions telle que le PIB (Produit Intérieur Brut) ou le PNB (Produit National Brut).

Revue de la littérature

Les recherches sur la thématique de l'impact des dépenses publiques sportives sur la croissance économique sont assez peu abordées sur le continent africain en général et dans les pays en voie de développement en particulier (Chapellet, 2005). Dans cette communication consacrée à l'analyse de l'influence des dépenses publiques sur la croissance, nous portons notre attention sur les études qui se sont intéressées à l'incidence des dépenses sportives de formation en capital humain et en capital public d'infrastructure dans le domaine du sport sur la croissance économique.

Les prolongements de la théorie du capital humain dans le domaine du sport ont été observés dans un article de Fluckinger et Morisset (1993) L'approche proposée par Fluckiger et Morisset permet de mettre en évidence l'attitude des économistes qui, s'inspire des travaux de G. Becker pour généraliser la logique des comportements rationnels et maximisateurs à un fait social tel que le sport. Ils analysent l'incidence de la transition des pays de l'Europe de l'Est d'un système d'économie planifiée vers une économie de marché sur leurs performances sportives de L'URSS notamment à travers la théorie du capital humain.

Dans une économie de marché, les individus décident d'exercer une activité professionnelle ou de pratiquer une discipline sportive (par extension) si la valeur actualisée des bénéfices privés qu'ils retirent de ce choix individuel est supérieure (ou égale à la limite) à la valeur présente des coûts liés à cette décision. En partant de cette analyse très simple, les auteurs établissent une fonction d'offre de sport de la manière suivante :

$$X_i = \alpha_0 + \alpha_1 Y_i + \alpha_2 Y_j \quad (1)$$

avec, $\alpha_1 > 0$ et $\alpha_2 < 0$

où, X_i : nombre de personnes qui pratiquent le sport i

Y_i : revenu qu'un individu qui pratique le sport i peut espérer obtenir

Y_j : revenu alternatif qu'un individu pourrait obtenir en pratiquant d'autres activités $j = 1, 2, \dots, n$

Cette formulation de l'offre de sport repose sur un certain nombre de postulats : d'une part, on suppose notamment que le seul bénéfice lié au choix d'une activité sportive provient du revenu espéré dans cette discipline. D'autre part, elle ne tient pas compte des choix de pratique sportive sous forme de loisirs, de ce fait, la dimension intertemporelle de l'analyse disparaît puisque le choix est opéré sur la base de gain de revenus futurs, dans la mesure où la présence d'un champion célèbre dans une discipline sportive donnée influence fortement les choix individuel ou collectif. Dans une économie de marché l'intervention de l'État, corriger l'allocation de ressources sous forme de subventions aux fédérations ou d'aides directes aux sportifs de haut niveau dans le but d'internaliser les bénéfices externes liés à certaines à la pratique de certaines disciplines est susceptible d'influencer la fonction d'offre.

Cette approche théorique par le capital humain a été également utilisée par Ph. Fouques (1978) dans son étude sur « *Le marché du travail sportif* ». En s'inspirant de la théorie du capital humain développé par G.S. Becker, l'auteur a étudié les conditions de formation des prix sur le marché du travail sportif déterminées par le capital du sportif, constitué de son corps et de son habileté. Sur ce marché, la rémunération est déterminée par la productivité de l'individu qui doit rationnellement prolonger sa formation jusqu'à ce qu'il atteigne l'équilibre entre le coût de sa formation et le revenu

futur escompté. « Les salaires les mieux payés sont ceux qui ont le plus investi dans l'acquisition du capital humain [...] et la hiérarchie des salaires traduit ces différences », selon B. Reynaud (1994). En d'autres termes, selon la théorie du capital humain, les salariés les mieux payés sur le marché sont considérés comme étant les plus productifs. Cependant cette approche ne permet pas d'expliquer la variance des salaires par l'investissement en formation des sportifs qui passent par des centres de formation, des stages, etc. Dans le domaine du sport comme ailleurs un certain nombre de sportifs sont parvenus à se hisser parmi les meilleurs avec un minimum de formation. « Le sport est sans doute le milieu dans lequel les différences entre individus sont le plus perceptible et si certaines d'elles peuvent s'expliquer biologiquement ou socialement, d'autres telles que la vision du jeu, l'habileté, le goût du risque, etc., ne peuvent s'expliquer scientifiquement et ni l'expérience, le temps de formation ne pourront l'inculquer » (Sobry, 2003). Des adaptations de cette approche à d'autres études, par exemple la théorie des salaires d'efficience appliquée aux salaires des « vedettes ou super-star » par P. Bouvet (1996), ni celle des salaires d'équité développée auparavant par J.W. Harder (1992) n'ont pu établir une relation directe entre formation du capital humain, productivité et salaire (Blass, 1992). Les études de l'impact économique des infrastructures sportives réalisées à l'aide de modèles économétriques sont rares. Elles sont l'oeuvre de Baade (1996), Baade et Dye (1990), Baade et Sanderson (1997) et Baim (1994). Ces études peuvent être présentées en deux catégories :

✓ Impact des infrastructures sportives sur la production testé à l'aide d'un modèle économétrique par Baade et Dye (1990) dans le cas de neuf villes des États-Unis entre 1965 et 1983. Les résultats de cette estimation montrent que dans huit des neuf villes, le coefficient associé à la variable muette n'est statistiquement pas différent de zéro, indiquant que la présence d'un stade n'influence pas le revenu des villes étudiées. Dans un seul cas, la présence d'un stade exerce un impact significatif et positif sur le revenu. Les auteurs ont ensuite estimé ce modèle à l'aide de données de panel. La variable associée aux stades, bien que positive, reste non significative.

✓ Impact des infrastructures sportives sur l'emploi laisse apparaître des résultats similaires à ceux obtenus pour l'impact des infrastructures sportives sur la production. Baade et Sanderson (1997) ont estimé l'impact des infrastructures et des clubs sur l'emploi du secteur des loisirs, des divertissements et du sport dans dix villes pour la période 1958-1987. L'accroissement du nombre de stades ou d'équipes professionnelles n'a pas d'impact significatif sur la création d'emplois dans les secteurs mentionnés, sauf dans trois villes de l'échantillon, où le nombre de nouveaux emplois reste cependant modeste. Apparemment, l'augmentation du nombre de stades dans une ville n'accroît pas les dépenses directes et indirectes de manière

suffisante pour stimuler l'activité économique et favoriser la création d'emplois. Baim (1994) a réalisé une estimation similaire, sans toutefois introduire le nombre de stades, pour ne conserver que deux variables muettes liées au sport : la présence d'une équipe de football ou de base-ball professionnelle. En régressant ces variables sur l'emploi dans le secteur des services pour 15 villes américaines, l'auteur conclut à l'influence significative des équipes professionnelles sur la croissance des emplois.

Une étude de Kesene et Task (2000) réalisée pour mesurer l'impact du secteur du sport dans l'économie en Flandres au moyen de dépenses publiques de cinq provinces d'au moins 10.000 habitants de 1997 à 1998 ont permis de constater que les investissements de l'administration publique pour la construction de centres sportifs, les subventions pour soutenir les fédérations sportives, l'organisation d'événements sportifs, les campagnes de promotion en faveur du sport pour tous" et la formation de cadres, de formateurs / entraîneurs à différents niveaux, ont permis depuis 20 à 30 ans, de favoriser les dépenses de consommation des ménages pour le sport (70% des dépenses sportives totales), alors que celles de l'administration publique stagnent autour de 20%. Ces résultats sont conformes aux proportions obtenues dans les études commanditées par le Conseils de l'Europe pour estimer le poids économique du sport dans les États membres (Jones, 1989 ; Andreff *et al.*, 1994). L'intervention du gouvernement concentrée dans le financement de la construction et l'entretien d'une variété d'installations sportives en faveur de la promotion du sport pour tous a permis de maintenir vivace le dynamisme économique de la Flandres. L'État à travers par son intervention à travers des mécanismes de régulation (cadre juridique) en direction du marché parvient à abaisser le seuil de prix pour les familles à faibles revenus.

Cadre d'analyse

Le cadre d'analyse est inspiré des travaux de Romer, Mankiw et Weil (1992) qui ont utilisé dans leurs études une fonction de production de type Cobb-Douglas augmentée du capital humain pour modéliser la relation dépenses publiques et croissance à partir du modèle suivant :

$$Y(t) = (K(t), A(t)L(t)) \quad (1)$$

Où, t correspond au temps, Y : La production, K : Le capital, L : Le travail, A : Le progrès technologique.

Dans le cas de notre travail, le modèle prend la forme suivante :

$$Y_t = \alpha + \alpha k_t + \beta L_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Où Y représente la fonction de production (le PIB réel), K , le stock de capital, L , d'autres variables sociopolitiques et t qui décrit le temps. Nous avons introduit une perturbation (ε) dans la relation pour tenir compte de tous les facteurs qui, en dehors des variables prises en compte, ont un

certain effet sur la production. On peut également considérer ce terme aléatoire comme une variable captant les erreurs susceptibles d'entacher les mesures des grandeurs économiques K et L .

Le modèle et les données

Nous proposons afin de vérifier empiriquement la relation de causalité entre dépenses publiques sportives et croissance économique en Côte d'Ivoire à l'aide des séries temporelles obtenues sur la période 1990 à 2010, la méthode suivante : une analyse descriptive qui nous permet de présenter l'évolution des budgets du sport dans les dépenses publiques et une analyse économétrique qui se fera en trois étapes : tests de racine unitaire, tests de co-intégration de Johansen, tests de causalité de Granger dans le cadre d'un modèle vectoriel à correction d'erreurs. Le logiciel utilisé est EVIEWS 8.0.

Les données relatives aux dépenses publiques proviennent de la direction générale du budget et des finances (DGBF) du ministère de l'Économie et des finances. Pour les dépenses publiques de la période 1990-1999, les données proviennent des documents d'archives sur les différentes lois de finances correspondant à cette période. Pour la période 2000-2010 nous disposons de données produites par la SIGFiP (Système Intégré de Gestion des Finances Publiques) sur rapport de présentation du Budget Spécial d'Investissement et d'Équipement pour la période 2000 - 2010. Toutes ces données regroupent données concernant la part de budget alloué au sport sur la période 1990-2010.

Les autres sources de données relatives à la population (POP), au PIB réel (PIBR) et par habitant (PIBH) en parité du pouvoir d'achat (PPP), données sur l'index de développement humain (IDH) proviennent de la banque de données « Perspective Monde » de l'Université de Sherbrooke, CANADA : [<http://perspective.usherbrooke.ca>] qui proviennent des tables statistiques de la Banque Mondiale. Celles relatives à la population active (POPACT) proviennent des données statistiques sur la population de la Banque Mondiale produite par l'organisation internationale du travail (OIT).

Spécification empirique des variables

Pour pouvoir expliquer ces variables, nous allons nous servir des variables explicatives suivantes spécifiées dans le tableau ci-dessous:

Tableau 1. Spécification des variables

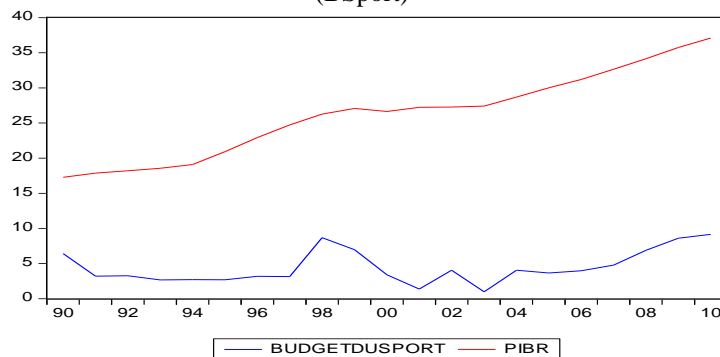
spécificité variables	en volume ou en pourcentage	en logarithme	équations
Budget général (BGen)		Budget général de l'Etat	1.2.3.
Budget Sport (BSport)		Part du budget des sports dans les dépenses publiques	1. 2. 3.
Budget de fonctionnement (BFSport)		Part des dépenses ordinaires dans le budget sport	2.
Budget d'investissement (BISport)		Part des dépenses d'investissement dans le budget sport	3.
Produit Intérieur Brut (PIB)		revenu par habitant ou niveau de vie par habitant.	1. 2. 3.
Population (POP)		permet de rendre compte de l'évolution exponentielle de la population.	1. 2. 3.
Indice de Développement Humain (IDH)	Indicateur précis qui permet de classer les pays par degré de développement.		1. 2. 3.
Population active totale (POPAT)		Valeur de la force de travail, totale en Côte d'Ivoire	1.2.3

Source : de l'Auteur

Analyse descriptive

L'analyse descriptive présente l'évolution des deux séries chronologiques de la recherche dans le graphique ci-dessous.

Graphique 1 : Evolution des séries chronologiques PIBR et BUDGET du SPORT (BSport)



Source : de l'Auteur

Le graphique indique que les deux séries semblent exhiber une tendance commune sur l'ensemble de la période. Elles sont non stationnaires et les coefficients de Skewness qu'elles affichent prouvent qu'elles suivent une loi normale.

Analyse économétrique

Nous proposons de vérifier, dans le contexte ivoirien, le rôle productif des investissements publics dans le secteur du sport au niveau global et des différentes composantes (dépense ordinaire et d'investissement). Pour cela, à partir du modèle suivant :

$$Y_t = a + \alpha k_t + \beta L_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Où Y représente la fonction de production (le PIB réel), K , le stock de capital, L , d'autres variables sociopolitiques et t qui décrit le temps. Nous avons introduit une perturbation (ε) dans la relation pour tenir compte de tous les facteurs qui, en dehors des variables prises en compte, ont un certain effet sur la production, nous estimons trois modèles :

- le **modèle 1** pour faire apparaître l'impact du total des dépenses publiques sportives sur la croissance économique :

$$Y_{PIB_t} = a_0 + a_1 \text{LogBS}_t + a_2 \text{LogPOPACT} + a_3 \text{IDH}_t + \varepsilon \quad (1)$$

- le **modèle 2** pour mettre en évidence l'impact de la composante ordinaire des dépenses sportives sur la croissance de l'économie :

$$Y_{PIB_t} = a_0 + a_1 \text{LogBFS}_t + a_2 \text{LogPOPACT} + a_3 \text{IDH}_t + \varepsilon \quad (2)$$

- le **modèle 3** pour révéler l'impact des dépenses publiques d'investissement du secteur sportif sur la croissance économique :

$$Y_{PIB_t} = a_0 + a_1 \text{LogBIS}_t + a_2 \text{LogPOPACT} + a_3 \text{IDH}_t + \varepsilon \quad (3)$$

Etude de la stationnarité des séries : Tests de racine unitaire

Avant d'entamer la modélisation économétrique, il est important de rappeler qu'une analyse de la stationnarité des séries de données proposées constitue une condition préalable à toute analyse économétrique notamment lorsqu'il s'agit de données macroéconomiques ou de données financières. Cette analyse est, actuellement, fort recommandée en raison des problèmes de régressions fallacieuses qui peuvent surgir si les variables ne sont pas stationnaires. Pour cela on utilise les tests de racine unitaires dont le plus recommandé et le plus simple est celui de Dickey-Fuller augmenté (ADF test).

Ce test a fait l'objet de nombreuses présentations dans la littérature empirique et ne sera pas formellement présenté ici. Rappelons que le test ADF tient compte uniquement la présence d'autocorrélations dans les séries et l'hypothèse nulle est celle de l'existence d'une racine unitaire.

Pour que la série soit considérée comme stationnaire, il faut que la statistique reportée soit inférieure à la valeur critique. Les résultats de ces tests sont synthétisés dans le tableau suivant.

Tableau 2 : Résultats des tests de stationnarité

Variables	En niveau ADF	En différence première ADF
PIBR	-0,051 (-3,029)	- 3,583* (-3,065)
BS	- 1,925 (-3,020)	- 5,172* (-3,029)
BFS	- 2,082 (-3,020)	- 6,603* (-3,029)
BIS	- 2,376 (-3,020)	- 4,413* (-3,040)
IDH	- 1,967 (-3,020)	- 9,129* (-3,029)
POPACT	- 0,515 (-3,020)	- 3,424* (-3,029)
PIBR	- 1,397 (-3,029)	- 2,039 (-3,029)
POPT	- 0,835 (-3,065)	- 2,515 (-3,065)

Source : de l'auteur

Note : (*) indique le rejet de l'hypothèse nulle (H_0) à 5%. Les nombres entre parenthèses correspondent aux valeurs critiques à 5%.

Source : Calculs de l'auteur

Remarquons qu'en niveau les résultats obtenus indiquent que toutes les séries ne sont pas stationnaires au seuil de 5%. Nous avons alors effectué le test ADF sur les variables en différence première. Les statistiques ADF de sept variables sont inférieures aux valeurs critiques (CV) au seuil de 5%. Ce qui autorise à rejeter l'hypothèse nulle (H_0) d'existence de racine unitaire, à considérer que les séries sont stationnaires en différence première et toutes intégrés du même ordre, 1. Ceci nous amène à retenir la possibilité d'une relation de cointégration entre les variables (Engel et Granger, 1987). Nous allons donc essayer d'analyser la relation entre les dépenses publiques sportives et la croissance économique après avoir vérifié si, la régression des variables intégrée du même ordre $I(1)$ n'aboutit pas à une régression fallacieuse. Les autres variables telles que, le PIB réel et la population totale se sont révélés stationnaires en différence 2^{ème} [$I(2)$], elles ne seront pas prises en compte dans les analyses économétriques.

Tests de cointégration de Johansen

L'analyse de la cointégration entre des variables intégrées d'ordre un permet de mettre en évidence l'existence ou non de relation de long terme.

Nous allons examiner la cointégration en utilisant la procédure de test de cointégration de Johansen (1988), qui souvent utilisé dans les travaux en économétrie lorsque le nombre de variables excède deux. Le résultat du test de cointégration est synthétisé dans le tableau qui suit :

Tableau 3: Résultats du test de cointégration de Johansen

Sample (adjusted): 1992 2010				
Included observations: 19 after adjustments				
Trend assumption: No deterministic trend				
Series: LOGPIBR LOGBS POPACT IDH LOGBFS LOGBIS				
Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.999992	311.1109	83.93712	0.0000
At most 1 *	0.853489	88.52434	60.06141	0.0000
At most 2 *	0.763889	52.03190	40.17493	0.0021
At most 3 *	0.622644	24.60628	24.27596	0.0454
At most 4	0.258974	6.089506	12.32090	0.4252
At most 5	0.020566	0.394824	4.129906	0.5931
Trace test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Source : de l'auteur

Il y a cointégration car l'hypothèse nulle d'absence de cointégration a été rejetée ($311.11 > 83.93$) au seuil de 5%.

-L'hypothèse nulle selon laquelle il ya 4 relations de cointégration a été acceptée car $6.08 < 12.32$.

On constate alors que pour toutes les spécifications (variantes avec-sans constantes), on a 4 relations de cointégration sur le long terme.

Modèle à correction d'erreur

Au niveau théorique, la mise en évidence de relations causales entre des variables économiques fournit des éléments de réflexion propices à une meilleure compréhension des phénomènes économiques. La présence d'une relation de cointégration entre deux variables engendre l'existence d'une relation causale entre celles-ci dans, au moins une direction. Cette relation causale peut être analysée grâce au test de causalité de Granger qui s'appuie sur le modèle vectoriel à correction d'erreurs (VECM). Selon le théorème de représentation de Granger, tout système co-intégré implique l'existence d'un mécanisme à correction d'erreur qui empêche les variables de trop s'écarter de leur équilibre à long terme. Dans notre cas, si les six variables étudiées sont co-intégrées, on en déduit qu'il existe un mécanisme à correction d'erreurs.

Le modèle à correction d'erreurs est une forme particulière des modèles autorégressifs à retard échelonné (ARDL).

Il peut être interprété à cet égard comme un modèle d'ajustement. À l'instar du modèle d'ajustement, le coefficient du terme d'erreur n'est pertinent que lorsqu'il est significatif et compris entre -1 et 0.

Modèle général (avec dépenses sportives globales)

Modèle 1 : $Y_{PIB_t} = a_0 + a_1 \text{LogBS}_t + a_2 \text{LogPOPACT} + a_3 \text{IDH}_t + \varepsilon$ (1)

Le modèle 1 considère la croissance économique exprimée par le PIB en fonction des dépenses sportives globales, donne les résultats suivants :

$$\text{LOGPIBR} = -10,92 + 0,334 * \text{LOGBS} + 0,005 * \text{POPACT} + 2,229 * \text{IDH}$$

$$R^2 = 0,99 \quad DW = 1,48$$

Le modèle 1 est doublement intéressant, sur le plan économique et statistique. Sur le plan économique tous les paramètres présentent des signes positifs sauf la constante, ce qui est acceptable d'un point de vue économique. Ce point est appuyé par les valeurs des paramètres qui ne sont autres que les élasticités des facteurs par rapport au produit. Sur le plan statistique tous les paramètres sont significatifs ainsi que le coefficient de détermination et la statistique de Durbin-Watson qui montre qu'il n'y a pas d'autocorrélation des erreurs. Pour ce qui est des dépenses sportives globales, nous remarquons que la valeur de 0.334 est assez intéressante du fait qu'elle signifie qu'une augmentation de 1% PIB se traduit par une augmentation des dépenses sportives globales de 0.33. Ce résultat est fort encourageant dans la mesure où il ne fait pas de distinction sur la structure des dépenses publiques sportives. Néanmoins ce résultat ne doit pas nous faire oublier qu'il y a une grande controverse quant à l'efficacité des dépenses publique sur le long terme. En effet, pour certains auteurs les dépenses publiques peuvent avoir un impact immédiat, mais dans le long terme, leurs effets se dissipent progressivement.

Modèle avec dépenses de fonctionnement

À travers ce modèle nous voulons voir si les dépenses sportives de fonctionnement ont un effet sur la croissance ou non. Une analyse de la relation à l'aide de régressions linéaire, permet de faire la lumière sur cet aspect qui nous paraît importante.

Modèle 2 : $Y_{PIB_t} = a_0 + a_1 \text{LogBFS}_t + a_2 \text{LogPOPACT} + a_3 \text{IDH}_t + (2)$

Le modèle 2 donne les résultats suivants :

$$\text{LOGPIBR} = -11,779 + 0,437 * \text{LOGBFS} + 0,005 * \text{POPACT} + 3,450 * \text{IDH}$$

$$R^2 = 0,98 \quad DW = 1,14$$

L'analyse des résultats montre que les dépenses sportives de fonctionnement ont un effet de long terme sur le produit intérieur brut. En

effet, l'élasticité des dépenses de fonctionnement est acceptable et significative sur le plan économétrique.

Cela confirme les résultats théoriques qui prédisent une influence des dépenses courantes sur la croissance de long terme, ce qui nous conduit à examiner le troisième type de modèle, à savoir les modèles avec investissements publics.

Modèle avec dépenses sportives d'investissement

Modèle 3 : $YPIB_t = a_0 + a_1 \text{LogBIS}_t + a_2 \text{LogPOPACT} + a_3 \text{IDH}_t + \varepsilon(3)$

Le modèle 3 donne les résultats suivants :

$$\text{LOGPIBR} = -9,772 + 0,712 * \text{LOGBIS} + 0,005 * \text{POPACT} - 1,048 * \text{IDH} \quad R^2 = 0,99 \quad DW = 1,23$$

La première remarque que l'on peut faire sur ce modèle ce sont les signes négatifs de la constante et de l'IDH. Cependant ce modèle peut être retenu d'un double point de vue, statistique et économique. Ce modèle permet d'établir une relation entre les investissements publics et la croissance économique. D'ailleurs ce résultat n'est pas le propre de l'économie ivoirienne. Plusieurs travaux dans différents pays donnent les mêmes résultats.

Les principaux résultats des tests de significativité permettant de valider notre modèle vectoriel à correction d'erreur (MVCE) sont résumés dans le tableau suivant :

Tableau 4 : Résultat de l'estimation du modèle vectoriel à correction d'erreur

Variables	LOGBS	LOGBFS	LOGBIS
Elasticité	0,334	0,437	0,712
R ²	0,99	0,98	0,98
DW	1,48	1,14	1,23

Source : de l'Auteur

La fiabilité des résultats s'apprécie à travers la valeur et le signe des coefficients des paramètres estimée. Dans notre cas les variables indépendantes présentent une élasticité acceptable. Ces résultats sont conformes aux valeurs de la statistique R² de la formulation du modèle vectoriel à correction d'erreur (MVCE) pour le long et le court terme. Les valeurs de R² approchent l'unité (0,98), on peut admettre qu'à 98% les fluctuations de la croissance économique influencent les variables LogBS, LogBFS et LogBIS. Il est un instrument de la qualité de l'ajustement de la régression. En effet, le fait que R² soit élevé ne doit en aucun cas être interprété comme une mesure du degré d'explication de la variable dépendante par les variables explicatives, mais simplement comme une forte association entre ces variables.

Test de causalité de Granger

Le sens de la causalité économique est un élément essentiel pour élaborer une politique économique ou pour effectuer des prévisions. En conséquence, afin de tirer les enseignements qui s'imposent dans le cas de la productivité des dépenses sportives en Côte d'Ivoire, la cointégration avérée des trois variables nous conduit à faire l'analyse du test de causalité de Granger par une estimation économétrique de cette causalité, estimation dont les résultats figurent dans le tableau ci-dessous.

Tableau 5: Synthèse du test de causalité de Granger

Null Hypothesis:	Observations	F-Statistic	Probalité
LOGBS does not Granger Cause LOGPIBR LOGPIBR does not Granger Cause LOGBS	19	2.13182 5.81037	0.1555 0.0145
LOGBFS does not Granger Cause LOGPIBR LOGPIBR does not Granger Cause LOGBFS	19	0.77236 8.90712	0.4806 0.0032
LOGBIS does not Granger Cause LOGPIBR LOGPIBR does not Granger Cause LOGBIS	19	4.21715 2.09313	0.0369 0.1602
POPACT does not Granger Cause LOGPIBR LOGPIBR does not Granger Cause POPACT	19	5.99520 5.81037	0.0132 0.2475
IDH does not Granger Cause POPACT POPACT does not Granger Cause IDH	19	5.04316 0.64560	0.0224 0.5393

Source : de l'Auteur

Résultats

D'après les résultats du test de causalité de Granger on a ainsi testé l'hypothèse selon laquelle la dépense publique sportive globale cause ou non la croissance inclusive et vice-versa. Nous constatons qu'au seuil de 5%, le test de Granger laisse présager un lien de causalité unidirectionnelle entre croissance économique et dépense sportive globale. Autrement dit dans le cas de la Côte d'Ivoire, la croissance économique à une incidence sur les dépenses sportives globales et non l'inverse. En d'autres termes, il faudrait un niveau minimum de développement en Côte d'Ivoire pour pouvoir observer ses effets bénéfiques sur le secteur sportif. Par ailleurs, toujours au seuil de 5%, on observe un lien de causalité unidirectionnelle entre croissance économique et dépense sportive de fonctionnement. Cependant, on observe en sens inverse l'influence des dépenses d'investissement sportives sur la croissance indiquant le caractère plus productif des dépenses d'investissement dans le processus de création de richesses.

Conclusion

Cette étude avait pour objectif d'étudier l'impact des dépenses publiques sportives sur la croissance économique en Côte d'Ivoire sous l'angle de leur efficacité productive. La méthodologie suivie pour les estimations statistiques basées sur une approche en trois étapes a été utilisée : le test de stationnarité, le test de cointégration de Johansen, et les tests de causalité de Granger dans un modèle à correction d'erreur (MCE). Les résultats ont montré que : les séries des variables, dépenses publiques sportives, croissance économique exprimée par le PIB sont stationnaires en différence première ; Les variables sont cointégrées, elles évoluent ensemble et affichent par conséquent une relation de long terme au moins dans une direction. La relation entre croissance économique et dépenses publiques sportives est unidirectionnelle. Autrement dit, au sens de Granger la croissance économique cause les dépenses sportives et non l'inverse en Côte d'Ivoire sur la période 1990-2010. L'élasticité des dépenses sportives globales par rapport à la croissance économique est de l'ordre de 0.33, ce qui signifie qu'une augmentation de 1% de la croissance économique se traduit par une augmentation de 0.33 des dépenses sportives globales. Au niveau politique, des études académiques montrent que dans le contexte de mondialisation économique et social actuel, un moyen de resserrer l'écart de développement du sport entre les économies développées et celles en développement réside dans une politique sportive orientée vers un rééquilibrage des différentes composantes des dépenses sportives (dépenses de fonctionnement 84,2% contre 15,8% de dépenses d'investissement) au profit des dépenses d'investissement considérées dans la littérature économique comme plus productives peuvent se traduire par un accroissement du PIB et par ricochet une augmentation des investissements publics au sport.

References:

- Andreff, W., Bourg, J.-F., Halba, B. & Nys, J.-F (1994), the economic importance of sport in europe: financing and economic impact, background document to the 14th informal meeting of european sports ministers, council of europe.
- Baade, R. A. (1996). « Professional Sports as Catalysts for Metropolitan Economic Development », *Journal of Urban Affairs*, 18 (1), p. 1-17.
- Baade R.A. & Dye R. (1990), The impact of stadiums and professional sports on metropolitan area development. *Growth and Change*, 21(2); pp. 1-14.
- Baade, R. A. & Sanderson, A. R. (1997). « The Employment Effect of Teams and Sports Facilities » in Noll, R. G. et Zimbalist, A. (eds), *Sports*,

Jobs and Taxes : The Economic Impact of Sports Teams and Stadiums, Brookings Institution Press, Washington, D. C., p. 92-118.

Baim, D. V. (1994). The Sport Stadium as a Municipal Investment, Greenwood Press, London.

Barro, R. (1990). Government spending in a simple model of endogenous growth. *Journal of Political Economy* 98, 103 – 125.

Becker G.S. (1994), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education* (3rd Edition), The University of Chicago Press, Vol. ISBN: 0-226-04119-0.

Blass A. A. (1992), «Does the baseball labour market contradict the humain capital model of investment?», *Review of Econimics and Statistics*, fascicule 74, pp. 261-268

Bouvet P. (1996), « Les salaires des « vedettes » du sport professionnel par équipe ; une application privilégiée de la théorie du salaire d'efficienc ? », *Revue française d'économie*, Vol. 11, Fascicule 4.

Chappelet J.-L. (2005), Promouvoir le développement économique par le sport, magglingen conférence, sport & développement, 4-6, décembre.

Fluckiger Y.C. & Morisset J.(1993), *Offre de sport et théorie du Capital humain, Une application aux pays de l'Europe de l'Est*. In *Revue STAPS*, vol. 14, n°30, Fév. p. 31-42

Fouques P. (1978), *Le marché du travail sportif*, Thèse de doctorat Sciences Economiques, Université Paris X Nanterre.

Gramlich E.M. (1994), « Infrastructure investment: a review essay », *The Journal of Economic Literature*, 32, septembre, p. 1176-1196.

Harder J.W. (1992), Play to pay: Effects of inequity in a Pay-for-Performance context, *Administrative Science Quaterly*, 37, june, pp.321-335

Késenne S. & Task M. (2000), The économique Significance of Sport in Flanders, in *Journal of Sport Management*, vol 14, n° 4, October.

Lucas R. (1988), On the Mechanies of Economie Development, *Journal of Monetary Economies*, (22),1988, PP.3-42.

Mankiw N.G., Romer D. & Weil D.N. (1992) : “ A Contribution to the Empirics of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, N°2, pp.407-427.

Reynaud B. (1994) , *Les théories du salaire*, Paris, La Découverte, coll. Repères

Romer P. (1986): « Increasing returns and long run growth », *Journal of Political Economy*, 94, pp. 1002-1037.

Schultz T. W. (1961) « investment in Human capital» , *The American Economic Review*, vol.LI, N° 1, , 1-17.

Sobry C. (2003), *Socioéconomie du sport. Structures sportives et libéralisme économique*, De Boeck, Bruxelles.

Annexe**Test de stationnarité des séries****Budgetsport**

Null Hypothesis: D(BUDGETDUSPORT) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.179815	0.0006
Test critical values:		
1% level	-3.831511	
5% level	-3.029970	
10% level	-2.655194	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations
and may not be accurate for a sample size of 19**DEP_SPORT_FONCTIONNEMENT**

Null Hypothesis: D(DEP_SPORT_FONCTIONNEMENT) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.603279
Test critical values:	
1% level	-3.831511
5% level	-3.029970
10% level	-2.655194

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations
and may not be accurate for a sample size of 19**DEP_SPORT_INVESTISSEMENT**

Null Hypothesis: D(DEP_SPORT_INVESTISSEMENT) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.413538	0.0032
Test critical values:		
1% level	-3.857386	
5% level	-3.040391	
10% level	-2.660551	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations
and may not be accurate for a sample size of 18

IDH

Null Hypothesis: D(IDH) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.129144	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.831511	
5% level	-3.029970	
10% level	-2.655194	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations
and may not be accurate for a sample size of 19

POPACT

Null Hypothesis: D(POPACT) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.424528	0.0230
Test critical values:		
1% level	-3.831511	
5% level	-3.029970	
10% level	-2.655194	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations
and may not be accurate for a sample size of 19

LOGPIBR

Null Hypothesis: D(PIBR) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.583485	0.0190
Test critical values:		
1% level	-3.920350	
5% level	-3.065585	
10% level	-2.673459	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 16

Test de cointégration de Johansen

Sample (adjusted): 1992 2010

Included observations: 19 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend

Series: LOGPIBR LOGBS POPACT IDH LOGBFS

LOGBIS

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Trace	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.999992	311.1109	83.93712	0.0000
At most 1 *	0.853489	88.52434	60.06141	0.0000
At most 2 *	0.763889	52.03190	40.17493	0.0021
At most 3 *	0.622644	24.60628	24.27596	0.0454
At most 4	0.258974	6.089506	12.32090	0.4252
At most 5	0.020566	0.394824	4.129906	0.5931

Trace test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized	Max-Eigen	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.999992	222.5865	36.63019	0.0001
At most 1 *	0.853489	36.49244	30.43961	0.0078
At most 2 *	0.763889	27.42562	24.15921	0.0175
At most 3 *	0.622644	18.51677	17.79730	0.0389
At most 4	0.258974	5.694682	11.22480	0.3857
At most 5	0.020566	0.394824	4.129906	0.5931

Max-eigenvalue test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11*b=I):

LOGPIBR	LOGBS	POPACT	IDH	LOGBFS	LOGBIS
0.000341	-10.86895	-5.87E-06	0.084443	10.86439	10.88134
1.129874	2.645832	-0.007034	27.15392	-2.464963	-4.184776
0.088238	-4.210306	-0.000417	-2.342889	2.804973	6.337258
1.074775	-2.980026	-0.006443	35.45169	2.476895	2.445279
-0.416185	-11.85836	0.006481	-68.77819	10.05038	13.77892
-0.487954	-11.32558	0.004709	-33.00657	8.587193	13.32438

Test de causalité de Granger

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1990 2010

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LOGBS does not Granger Cause LOGPIBR	19	2.13182	0.1555
LOGPIBR does not Granger Cause LOGBS		5.81037	0.0145
LOGBFS does not Granger Cause LOGPIBR	19	0.77236	0.4806
LOGPIBR does not Granger Cause LOGBFS		8.90712	0.0032
LOGBIS does not Granger Cause LOGPIBR	19	4.21715	0.0369
LOGPIBR does not Granger Cause LOGBIS		2.09313	0.1602
POPACT does not Granger Cause LOGPIBR	19	5.99520	0.0132
LOGPIBR does not Granger Cause POPACT		1.54551	0.2475
IDH does not Granger Cause LOGPIBR	19	0.03014	0.9704
LOGPIBR does not Granger Cause IDH		1.47621	0.2620
LOGBFS does not Granger Cause LOGBS	19	2.16550	0.1516
LOGBS does not Granger Cause LOGBFS		1.90766	0.1851
LOGBIS does not Granger Cause LOGBS	19	2.83904	0.0923
LOGBS does not Granger Cause LOGBIS		0.76399	0.4843
POPACT does not Granger Cause LOGBS	19	1.26007	0.3139
LOGBS does not Granger Cause POPACT		1.10191	0.3594
IDH does not Granger Cause LOGBS	19	0.11280	0.8941
LOGBS does not Granger Cause IDH		1.77836	0.2050
LOGBIS does not Granger Cause LOGBFS	19	2.03959	0.1670
LOGBFS does not Granger Cause LOGBIS		0.52177	0.6046
POPACT does not Granger Cause LOGBFS	19	1.89008	0.1876
LOGBFS does not Granger Cause POPACT		2.43677	0.1236
IDH does not Granger Cause LOGBFS	19	0.35870	0.7048

LOGBFS does not Granger Cause IDH		0.68958	0.5180
POPACT does not Granger Cause LOGBIS	19	0.99611	0.3940
LOGBIS does not Granger Cause POPACT		0.27207	0.7657
IDH does not Granger Cause LOGBIS	19	0.17247	0.8433
LOGBIS does not Granger Cause IDH		3.32754	0.0657
IDH does not Granger Cause POPACT	19	5.04316	0.0224
POPACT does not Granger Cause IDH		0.64560	0.5393

Modèle a correction d'erreur

Modèle 1

Dependent Variable: LOGPIBR

Method: Least Squares

Sample: 1990 2010

Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-10.92523	1.279946	-8.535699	0.0000
LOGBS	0.334623	0.062580	5.347114	0.0001
POPACT	0.005504	0.000222	24.82358	0.0000
IDH	2.229105	5.044453	0.441892	0.6641
R-squared	0.991544	Mean dependent var		26.24233
Adjusted R-squared	0.990051	S.D. dependent var		6.033762
S.E. of regression	0.601826	Akaike info criterion		1.991947
Sum squared resid	6.157308	Schwarz criterion		2.190903
Log likelihood	-16.91544	Hannan-Quinn criter.		2.035125
F-statistic	664.4388	Durbin-Watson stat		1.480871
Prob(F-statistic)	0.000000			

Modèle 2

Dependent Variable: LOGPIBR

Method: Least Squares

Sample: 1990 2010

Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-11.77903	1.547051	-7.613865	0.0000
LOGBFS	0.437544	0.111111	3.937911	0.0011
POPACT	0.005550	0.000264	21.03389	0.0000
IDH	3.450407	6.070120	0.568425	0.5772
R-squared	0.988140	Mean dependent var		26.24233
Adjusted R-squared	0.986047	S.D. dependent var		6.033762
S.E. of regression	0.712729	Akaike info criterion		2.330211

Sum squared resid	8.635693	Schwarz criterion	2.529168
Log likelihood	-20.46722	Hannan-Quinn criter.	2.373390
F-statistic	472.1231	Durbin-Watson stat	1.146431
Prob(F-statistic)	0.000000		

Modèle 3

Dependent Variable: LOGPIBR

Method: Least Squares

Date: 05/28/14 Time: 16:22

Sample: 1990 2010

Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-9.772589	1.371983	-7.122968	0.0000
LOGBIS	0.712625	0.148492	4.799071	0.0002
POPACT	0.005662	0.000227	24.92746	0.0000
IDH	-1.048200	5.310919	-0.197367	0.8459
R-squared	0.990369	Mean dependent var		26.24233
Adjusted R-squared	0.988669	S.D. dependent var		6.033762
S.E. of regression	0.642266	Akaike info criterion		2.122015
Sum squared resid	7.012593	Schwarz criterion		2.320971
Log likelihood	-18.28115	Hannan-Quinn criter.		2.165193
F-statistic	582.7100	Durbin-Watson stat		1.235850
Prob(F-statistic)	0.000000			